

수입관세 인하가 기업 생산성에 미치는 효과 분석

이 시 옥

(한국개발연구원 부연구위원)

Tariff Reduction and Within-Plant Productivity: Micro-evidence from Korean Manufacturing

Siwook Lee

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 『개방화 시대의 한국경제』(연구보고서 2007-01, 한국개발연구원, 2007)의 제3장 『시장개방이 기업 생산성에 미치는 영향-수입관세 인하효과를 중심으로』으로 기발간된 논문을 수정·보완한 것임.

* 이시옥: (e-mail) swlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

- 핵심주제어: 수입관세(import tariff), 무역자유화(trade liberalization)
- JEL 코드: F15, O4
- 논문투고일: 2007. 1. 31 • 심사시작일: 2007. 2. 5 • 심사완료일: 2007. 4. 13

ABSTRACT

This paper empirically investigates the effects of import tariff on within-plant productivity growth in Korean manufacturing, using the detailed plant-level longitudinal data of the Korea Census of Manufacturers for the period of 1993-2003. Our main findings are as follows: First, the productivity changes of Korean manufacturing for the period under analysis were mostly induced by within-plant productivity gains, rather than within-industry and/or between-industry resource reallocations. Second, after controlling for firm-specific heterogeneity, the estimation results indicate that lowering tariff-barriers has a positive impact on within-plant TFP growth. We interpret the results in a way that trade liberalization through the removal of tariff and non-tariff barriers heightens the competitive pressure, which in turn creates incentives to reduce production and managerial inefficiency and to invest more on innovative activities. Third, we also find that plant productivity growth from reducing tariff barriers is particularly conspicuous within a year after tariff changes, which implies that plants are quickly adjusting to heightened import competition. On the other hand, our results show that the trade effect on employment creation proceeds relatively slow.

본 연구는 1993~2003년 기간 중 통계청의 『광공업통계조사보고서』의 원자료에 포함되어 있는 개별 사업체 수준의 패널 자료를 이용하여 수입관세의 변화가 우리나라 개별 사업체의 생산성에 미치는 영향을 실증분석하고 있다. 분석 결과에 따르면, 첫째 분석기간 중 우리나라 제조업 전반의 생산성 변화는 산업 내 혹은 산업 간 자원이동에 기인했다기보다는 개별 사업체 내부의 생산성 변화에 의해 결정된 것으로 나타났다. 둘째, 수입관세장벽이 낮아수록 개별 사업체의 총요소생산성 증가율이 높은 것으로 나타났다. 이는 관세장벽의 철폐를 통한 수입시장의 개방이

국내시장에서의 경쟁을 촉진함으로써 개별 기업으로 하여금 생산·경영의 비효율성을 줄이고 기업의 혁신역량을 배양하는 유인으로 작용한 데 기인하는 것으로 사료된다. 셋째, 연도별로는 관세율 인하 후 첫 번째 연도의 생산성 증가율이 가장 높은 것으로 나타나 사업체들이 비교적 짧은 기간 내에 관세 변화에 적응하는 것으로 나타났다. 반면, 고용의 경우에는 관세율 인하 후 차기연도 내에는 통계적으로 유의한 수준의 고용 변화가 감지되지 않지만, 이후 고용증대효과가 서서히 나타나는 것으로 분석되었다.

1. 서론

최근 우리나라는 한·미 FTA 추진과 관련하여 시장개방이 국내산업에 미치는 제반 영향에 대한 세간의 관심도가 높아지고 있다.¹⁾ 특히, 한·미 FTA 등 개방화 정책이 최근 지속되고 있는 경제성장률의 둔화현상에 대응하여 지속성장의 기반을 마련하는 차원에서 비롯되었다는 점에서 시장개방이 총요소생산성을 중심으로 경제성장에 미치는 효과에 대한 엄밀하고 체계적인 분석의 필요성이 제기되고 있다.²⁾

최근 개방 관련 국내외 실증분석의 동향을 살펴보면, 대체적으로 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 외국인직접투자자와 함께 무역자유화를 통한 수입시장 개방에 분석의 초점을 맞추고 있다. 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 수입시장의 개방은 국내시장에서의 경쟁을 촉진함으로써 개별 기업으로 하

여금 생산·경영의 비효율성을 줄이고 혁신역량을 배양시키는 유인으로 작용한다. 또한, 무역장벽의 축소는 기업들이 보다 저렴한 가격에 최신 자본재를 구입할 수 있는 여건을 제공하는 동시에 이들 자본재에 체화된 기술지식의 확산에 기여한다. 아울러, 경쟁의 활성화를 통해 산업 내·산업 간 자원배분의 효율성을 높임으로써 좀더 경쟁력 있는 부문으로 자원을 재배치하는 효과도 지닌다.

그러나 다른 한편으로는 무역장벽이 외부의 경쟁압력으로부터 국내시장을 보호하면서 새로운 인프라나 생산기법의 개발에 투자할 수 있는 환경을 제공한다는 유치산업보호론 측면에서 개방정책의 효과에 대한 부정적인 이론적 시각이 존재하는 것도 사실이다. 이는 결국 시장개방 및 이와 관련한 정부정책의 효과성은 선험적인 이론적 판단보다는 실증분석 차원에서 검증해야 한다는 것을 의미한다.³⁾

본 연구에서는 이러한 맥락에서 시장개방과 관련하여 주요 정책변수의 하나인 수입관세의 변화가 우리나라 개별 사

1) 시장개방은 본시 상품, 자본, 인력 이동 등 그 범위 및 대상이 매우 광범위하나, 본고에서는 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 무역자유화에 분석의 초점을 두고 있음을 밝혀둔다.

2) 경제학 문헌에서는 장기적인 경제성장의 핵심적 요소로서 인적자본의 축적과 더불어 총요소생산성(total factor productivity) 증가의 중요성을 강조하고 있다. 총요소생산성의 증가란 노동, 자본, 중간재 등을 포함한 총요소투입 단위당 산출량의 변화분을 의미한다.

3) Grossman and Helpman(1991) 등은 개방을 통해 교역이 확대되면 이에 동반하여 기술의 확산이 이루어져 생산성이 향상된다는 이론을 제시한 반면, Lucas(1988), Young(1991) 등은 이론적 분석을 통해 시장개방이 기술에 대한 학습효과가 낮은 산업을 중심으로 산업구조를 재편할 경우 장기적으로 생산성 증가율이 개방하지 않는 경우에 비해 오히려 저하될 수 있음을 주장한다.

업체의 생산성에 미치는 영향을 실증분석해 봄으로써 시장개방에 대한 이해도를 제고하고 관련 정책 시사점을 도출하는 데에 초점을 맞추고 있다.

본 연구는 1993~2003년 기간 중 통계청의 『광공업통계조사보고서』의 원자료에 포함되어 있는 고용인원 5인 이상인 총 15만여개의 개별 제조업체를 분석의 대상으로 하고 있다. 수입관세율의 순효과를 식별하기 위하여 개별 사업체별 및 기간별 특성을 최대한 고려하여 실증분석을 진행하였다. 아울러, 수입관세 변화가 기업의 수익률 및 고용에 미치는 효과를 별도로 추정하여 이들 변수와 생산성 변화 간의 관계를 고찰하였다.

본 연구는, 사업체 수준의 미시자료를 이용하여 정책변수인 수입관세와 생산성 간의 관계를 규명한 국내 최초의 실증분석이라는 점에서 큰 의의가 있다고 하겠다. 산업연구원(2000), 이원기·김봉기(2003) 등 시장개방과 생산성에 관한 국내의 기존 연구들은 대부분 총량변수 혹은 산업수준변수를 사용했다는 점에서 본 연구의 차별성이 존재한다. 또한, 기존 연구에서는 대개 개방화의 지표로서 GDP 대비 수입비중이나 수입침투율 등을 활용하였는데, 이러한 변수들로는 정책의 직접적인 효과성을 식별하기 어렵다는 점에 한계가 있다. 이에 본고에서는

시장개방과 관련하여 가장 대표적인 정책변수인 수입관세율을 이용하여 개방정책의 효과성을 살펴보았다.

한편, 본 연구는 다음과 같은 연구방법론상의 한계점이 있어 추정 결과의 해석에 주의를 요한다. 첫째, 본 연구에서는 시장개방의 효과성을 관세율 인하와 이에 따른 경쟁압력 축진을 통한 생산성 제고에 집중함으로써 R&D 파급효과 등 시장개방이 생산성 증가로 이어지는 여타 경로에 대한 구체적인 고려가 부족했다는 점이다. 시장개방의 경우 본고의 분석 초점인 관세율 인하 및 이에 따른 경쟁압력 축진을 통한 생산성 제고 이외에도 기업의 진입·퇴출을 통한 산업 간·산업 내 자원배분의 효율화, R&D 파급효과 등 여타 경로의 생산성 증대효과를 지남을 고려해 볼 때, 시장개방의 전반적인 생산성 증가효과는 본고의 추정치보다 클 수 있다.

둘째, 본 연구는 비교연도 간의 존속사업체만을 분석의 대상으로 하고 있다는 점이다. 즉, 관세 인하 및 이에 따른 경쟁축진으로 인해 시장에서 퇴출되는 사업체는 분석에서 누락되어 있는바, 추정 결과를 산업 전반의 효과로 확대 해석할 경우 선택편의(selection bias)의 문제가 제기될 수 있음을 밝혀둔다.⁴⁾ 한편, 본고의 분석 초점인 생산성의 경우 개별 존속사

4) 가령, 관세 인하와 사업체의 진입·퇴출에 따른 자원의 재배치로 존속사업체의 고용은 증가할 수 있는 반면, 한계기업의 퇴출로 인해 고용기회가 오히려 줄어들 수 있다. 이는 산업 전반에 대한 시장개방의

업체 내부의 생산성 변화가 우리나라 제조업 전반의 생산성 변화를 어느 정도 설명하는가에 따라 본 연구 결과의 유용성이 달려 있다. 이러한 맥락에서 본고의 제Ⅲ장에는 분석기간 중 제조업 내 생산성 변화를 주요 요인별로 분해하여 상대적인 중요도를 고찰하고 있다.

셋째, 본고에서는 추정과정에서 발생할 수 있는 내생성(endogeneity) 문제를 최소화하기 위해 업력, 규모, 자본집약도 등 산업 및 개별 사업체 수준의 특징변수들과 관세율의 시차변수를 추정식에 도입하였다. 또한, 이들 변수에서 제어하지 못할 수 있는 여타 사업체 및 산업 특성들에 대해서는 고정효과(fixed effect) 모형을 사용하여 대처하였다. 그러나 고정효과 모형은 방법론적으로 시간에 따라 변화하는 변이(time-variant characteristics)를 효과적으로 제어하지 못한다는 점에서 본고의 추정치가 내생성 문제에서 완전히 자유로울 수는 없다고 사료된다.⁵⁾

이하 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 시장개방과 경제성장 간의 관계, 시장개방을 통한 생산성 증가의 경로, 개방정책의 효과성 등 시장개방과 생산성 간의 연계성과 관련하여 체계적인 이해 및 검증이 필요한 사항에

대한 기존 문헌의 분석 결과를 요약하였다. 제Ⅲ장에서는 본고에서 사용된 총요소생산성 지수의 계산방법 및 요소별 분해방식을 소개하고, 이를 바탕으로 1990년대 이후의 우리나라 제조업 내 총요소생산성 변화의 주요 특징을 살펴보았다. 제Ⅳ장에서는 수입관세의 변화가 생산성에 미치는 영향에 대한 분석모형 및 결과가 소개되어 있다. 기업 생산성, 수익률 및 고용효과를 기업규모별로 상세히 살펴보는 동시에, 수입관세의 변화에 따른 기간별 생산성의 조정과정에 대해서도 고찰해 본다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구 결과의 요약 및 시사점을 제시하였다.

II. 문헌조사

1. 시장개방과 경제성장

시장개방과 경제성장 간의 상관성에 관한 기존 연구는 분석범위를 기준으로 총량변수를 이용한 국가비교분석, 산업수준변수를 활용한 분석, 개별 사업체를 대상으로 한 미시분석 등으로 대별해 볼

고용효과를 살펴보기 위해서는 후자에 대한 별도의 심층적인 연구가 필요함을 시사한다.

- 5) 내생성 문제를 제어하는 일반적인 방법론인 Blundell and Bond(1998)의 연립 일반화적률법(System Generalized Method of Moment)을 고려해 볼 만하나, 본고의 분석에 사용된 사업체표본 중 상당수가 2~3년 내에 소멸되는 경우가 많아 동 분석기법을 사용할 경우 표본의 손실로 인한 추정치의 대표성 문제가 제기될 수 있다.

수 있다.

최근까지 시장개방이 경제성장에 미치는 효과에 대한 실증분석들은 대체적으로 총량변수를 이용한 국가비교분석(cross-country analysis)을 중심으로 진행되어 왔다. 이들 분석에서는 과거 무역장벽의 축소 및 철폐 등을 통해 시장개방도를 높여온 국가들이 대체적으로 고성장을 실현하였다는 점을 들어, 개방정책이 경제성장에 긍정적인 효과를 지닌다고 결론짓고 있다.⁶⁾ 그러나 시장개방도 측정문제, 성장과 개방화 간의 역인과성(reverse causality), 그리고 사회적·제도적 요인을 나타내는 변수의 누락으로 인한 내생성 문제 등 이들 분석방식의 문제점들이 다양한 형태로 제기되고 있다.

가령, Rodriguez and Rodrick(2001)은 과거 지속적인 경제성장에 성공한 대부분의 국가들은 시장개방과 병행하여 여타 경제정책의 개혁도 추진해 온 점에 주목한다. 그들은 무역의존도, Sachs-Warner 지수 등 기존 총량분석에서 널리 사용되는 개방도 지표가 시장개방 이외에 제도 개혁 등 여타 사회적·제도적 요인들도 반영하고 있는바, 개방정책의 순효과만을 반영한다고 볼 수 없다는 점을 지적한다. 아울러, 개방화가 경제성장을 유인하였다고보다는 오히려 경제성장률이 높은 국가가 개방화에 적극적이라는, 소위 역

인과성 문제도 설득력 있는 비판으로 제기되고 있다.

한편, 산업수준변수를 이용한 산업분석의 경우 기업의 개별적 특성(cross-plant heterogeneity)을 적절히 제어하지 못한다는 점에서 한계점이 존재한다. Schor(2004)는 1986~98년 기간 중 4천여개의 브라질 제조업체를 대상으로 한 실증분석에서 개별 기업 고유의 특성을 추정과정에서 어느 정도 고려했는가의 여부에 따라 시장개방의 효과가 매우 상이하게 나타난다는 점을 밝힌 바 있으며, Calderon-Madrid and Voicu(2005)도 NAFTA 관련 실증분석에서 유사한 결론을 도출하였다.

이러한 맥락에서 최근에는 개별 기업 혹은 사업체 수준의 통계자료를 이용하여 개방화의 효과를 추정하는 미시분석이 강조되고 있다. 미시분석은 총량 및 산업 분석에 비해 개방이 생산성에 미치는 영향뿐만 아니라 생산성 증가의 경로까지도 좀더 세부적이고 엄밀한 형태로 검증할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 지금까지의 미시분석에서 일반적으로 나타나는 개방화 효과를 무역자유화를 중심으로 요약해 보면 다음과 같다. 첫째, 무역자유화는 대체적으로 생산성에 긍정적인 효과를 미치는 것으로 나타난다. Tybout, de Melo, and Corbo(1991)는 칠레의 사례에서 관세율 인하를 통한 무역자

6) 대표적인 실증분석 문헌으로는 Sachs and Warner(1995), Edwards(1998), Frankel and Romer(1999) 등이 있다.

유화 정도가 높은 산업일수록 생산성 증가가 높게 나타난다는 분석 결과를 제시하였다. 이와 유사한 결론이 과거 무역자유화를 추진한 멕시코(Iscan[1998], Tybout and Westbrook[1995] 등), 브라질(Muendler[2002], Hay[2001] 등), 인도(Krishna and Mitra[1998] 등), 아이보리 코스트(Harrison[1994, 1996] 등), 칠레(Pavcnik[2002] 등) 등의 국가에 대한 실증분석을 통해 도출되고 있다.

둘째, 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 무역자유화는 경쟁압력 증가를 통해 기업들의 수익성을 압박하는 요인으로 작용하며, 이는 기업 스스로가 생산·경영의 비효율성을 줄이고 혁신역량을 배양하는 유인을 발생시킨다. Hay(2001), Krishna and Mitra(1998), Harrison(1996) 등에 의하면, 개방화 정도와 총요소생산성 간에는 정의 상관관계가 존재하는 반면, 기업의 수익성은 시장보호도가 높을수록 크게 나타난다. 한편, 무역자유화는 경쟁의 활성화를 통해 비효율적인 기업(산업)에서 보다 효율적 기업(산업)으로 자원을 재배치시키는 효과를 지닌다. Liu(1993) 및 Pavcnik(2002)은 칠레 제조업에 대한 실증분석에서 무역자유화로 인한 생산성 증대의 상당 부분이 기업의 진입·퇴출 등을 통한 산업 내 및 산업 간 자원배분의 효율성 향상에 기인한다는 점을 제시하였다.

셋째, 앞서 제기한 바와 같이 시장개방

의 효과는 기업이나 산업의 특성에 따라 매우 상이하게 나타나는 것으로 파악된다. 이는 무역자유화의 순효과를 식별하기 위해서는 분석과정에서 개별 기업 및 산업들의 고유 특성에 대한 세심한 고려가 필요함을 시사한다.

2. 시장개방을 통한 생산성 증가경로

경제학 문헌에서는 시장개방으로 인한 생산성 증가효과로 크게 ① 시장확대를 통한 규모의 경제 실현, ② 경쟁압력의 증가에 따른 기업경영의 합리화, 생산요소 이용의 효율화 및 기술투자의 유인 증가, ③ 국제간 기술이전 촉진(pure technological spillover), 자본재의 가격 하락(rent spillover) 등의 R&D 파급효과 등을 제시하고 있다. 한편, <표 1>에 나타나 있는 바와 같이, 생산성 증가경로는 거래 형태 혹은 개방 대상국 등에 따라 상이한 것으로 나타난다.

우선, 규모의 경제(economies of scale) 실현을 통한 생산성 증가효과는 주로 수출확대에 초점을 두고 있다. Bhagwati(1988), Krueger(1980) 등은 개도국의 경우 대체적으로 협소한 내수시장이 산업화에 중대한 장애요인으로 작용할 수 있는바, 대외 수출시장을 개척하여 규모의 경제를 실현하고 수출을 통한 학습효과(learning-by-exporting)의 축적을 도모함으로써

〈Table 1〉 Channels of Productivity Growth through Trade Liberalization

Channels		Types of Transition	Trading Partners
Economies of Scale		Exports	all
Enhanced Competitive Pressure	Reducing X-inefficiency	Imports/ FDI	all
	Raising incentives for technological investment	Imports/ FDI	all
	Intra-/inter-industry resource reallocation	Imports/ FDI	all
R&D Spillovers	Transnational Technological Transfer	Imports/ FDI	Advanced countries
	Rent spillovers	Imports	Advanced countries

생산성을 제고하고 경제성장을 견인해야 한다고 주장하였다. 이러한 관점은 1960년대 이후 동아시아 경제의 수출지향형 성장전략의 성공에 힘입어 오랜 기간 동안 학계의 지지를 받아 왔다.

그러나 최근 사업체 단위 미시자료를 이용한 실증분석들에서는 수출을 통한 기업 생산성 증대효과가 그리 높지 않다는 결과가 도출되고 있어 주목을 끌고 있다. 이들에 따르면, 기존에 생산성이 이미 높아 경쟁력이 있었던 기업들이 수출이나 직접투자를 통해 국제시장에 진출

(self-selection hypothesis)하는 반면, 실제 수출을 통해 얻어지는 규모의 경제 및 학습효과는 미미했던 것으로 분석된다.⁷⁾ 우리나라 제조업을 대상으로 한 한진희(2004)의 분석에서도 생산성과 수출 간에 강한 상관관계가 존재함이 입증되나, 수출활동이 사업체의 생산성 증가율에 미친 영향은 크지 않은 것으로 나타난다.⁸⁾

이에 따라 최근 분석의 초점은 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 외국인직접투자자와 함께 무역자유화를 통한 수입시장 개방으로 옮겨지고 있

7) 이에 대한 대표적인 실증분석 사례로는 Bernard and Jensen(1999), Clerides, Lach, and Tybout(1998), Aw, Chung, and Roberts(2000) 등이 있다. 한편, self-selection 가설에 대한 대표적인 이론으로는 Melitz(2003)를 들 수 있다.

8) Aw, Chung, and Roberts(2000)는 한국의 경우 사업체 생산성과 수출 여부 간의 상관관계가 그리 높지 않은 반면, 대만의 경우에는 학습효과(learning-by-exporting)와 경쟁력 높은 기업의 수출활동(self-selection)에 대한 실증적인 증거가 존재함을 제시하였다.

다. Pavcnik(2002), Baggs et al.(2002) 등에서는 무역자유화 시 수입경쟁부문을 중심으로 진입 및 퇴출 과정을 통한 산업 내 자원배분의 효율성 제고나 최신 자본재에의 접근 확대의 효과성이 매우 큰 반면, 수출산업의 경우에는 생산성 제고효과가 그리 크지 않은 것으로 나타난다.⁹⁾ Ederington and McCalman(2006)은 콜롬비아를 대상으로 한 실증분석에서 진입장벽이 낮고, 선진국과의 기술격차가 작고, 기존에 고관세를 유지했거나 내수시장의 규모가 큰 경우에 관세율 축소의 생산성 증가효과가 크게 나타남을 실증하였다.

한편, Lawrence and Weinstein(1999)은 과거 일본과 한국의 생산성 증가의 주 경로는 수입확대를 통한 경쟁 촉진 및 기술투자 유인 확대에 있었음을 주장하였으며, 특히 산업경쟁력이 선진국 수준으로 수렴할수록 수입개방을 통한 생산성 증가경로의 중요성이 높아짐을 제시한 바 있다. 산업연구원(2000)은 1966~99년 자료를 이용하여 수입증가율 1%p 상승 시 우리나라 제조업의 TFP 증가율이 0.19%p 증가함을 제시하였다. 최근 이원기·김봉기(2003)도 1990~2001년 기간 중 우리나라 총 17개 업종에 대한 수입증가효과 분석에서 수입증가율 1%p 상승 시 TFP 증가율은 0.11%p 증가하는 것으로 분석했다.

3. 개방정책의 효과성

무역자유화를 중심으로 한 개방정책의 효과성에 대해서는 크게 다음과 같은 두 가지 견해가 양립한다. 한편에서는 1960~70년대에 많은 개발도상국들이 각종 무역장벽의 유지를 통해 외부의 경쟁압력으로부터 국내시장을 보호하면서 새로운 인프라나 생산기법의 개발에 투자할 수 있는 환경을 제공받았다고 주장한다. 이에 무역장벽을 통한 국내시장 보호는 현 시점에서도 여전히 국내 유치산업을 발전시키는 데 필수 불가결한 요소로 인식한다.

반면, 능동적인 개방화 정책을 옹호하는 학자들은 국내기업들이 무역자유화를 통해 외국기업들과의 경쟁에 직면하면서 자체적인 생산비 절감 및 신기술 도입에 대한 유인이 증가하는 것으로 파악한다. 이에 제반 무역장벽의 제거는 국내기업의 현대화 노력을 촉진하는 데 결정적인 역할을 하는 것으로 인식하고 있다.

한편, O'Rourke(2000)의 분석에 따르면, 제1차 대전 이전 시기에는 국제적으로 관세율과 경제성장이 정의 상관성을 보였으나, 1950년대 이후에는 반대로 부의 상관성을 보인다. Clemens and Williamson(2004) 역시 실증분석을 통해 1914년 이

9) Baggs et al.(2002)에 의하면, 캐나다의 경우 미국과의 FTA 체결에 따른 수입관세의 인하는 기업의 진입·퇴출 및 자원배분의 효율성 제고를 통해 산업생산성 제고에 기여한 반면, 미국의 관세인하는 수출기업을 중심으로 캐나다의 산업생산성을 오히려 약화시키는 효과를 보인다.

전 시기에는 일단의 선진국들이 상호 조율을 통한 고율의 관세장벽을 활용하여 경제성장을 견인한 반면, 1950년대 이후에는 관세율 감축이나 폐지를 통해 경제성장을 견인하는 등 양 기간 간에는 정책 효과성의 구조적 전환(regime switch)이 있었음을 제시한 바 있다.¹⁰⁾ 이들은 다양한 가설 검증을 통해 1940년대 이전에는 빠른 성장세를 보이는 수출시장이 적어 산업화정책의 일환으로 무역자유화를 추진하는 것에 대한 개념이 모호하였고, 이에 해외로부터의 경쟁을 보호하는 형태로 내수시장에 의존하는 전략이 일반적 인 반면, 1950년대 이후에는 수출시장의 확대로 선진국들을 중심으로 무역자유화를 산업정책 차원에서 추진했던 것이 이 같은 구조적 전환을 가져온 것으로 분석하고 있다.

기존의 계량분석에서는 개방정책의 척도로서 관세율, 비관세장벽, 실효보호율(effective rates of protection), 무역비중, 기간별 더미 등이 활용되고 있으며, 이 중 관세율이 가장 일반적으로 활용된다. 비관세장벽의 경우 그 범위가 넓고 측정이 난이하다는 점, 관세장벽과 비관세장벽은 상호 대체적 관계에 있다기보다는 보완적인 측면이 강하다는 점 등을 고려해

볼 때, 개방정책의 대리변수로서 관세율을 사용하는 데에 커다란 무리는 없을 것으로 보인다. 한편, 실효보호율(effective rates of protection: ERP), 무역비중 등은 개방정책 이외의 정책변수의 효과를 포함하여 개방정책의 순효과를 식별하기 어렵다는 문제점이 존재한다. 특히, 무역비중의 경우 정책에 대한 직접적인 변수가 아니라는 점에서 정책효과성을 파악하는 데에는 상대적으로 유효성이 적다고 볼 수 있다. 마지막으로, 무역자유화 전후의 기간더미를 사용하는 실증분석은 관세정책의 변화효과와 여타 거시환경 및 정책 변화의 효과를 제대로 구별해 내지 못한다는 문제점이 있다.

한편, 기존 실증분석의 상당수가 추정과정에서 관세율과 생산성 간의 내생성 문제를 쉽게 간과하는 경향이 있다. 현실적으로는 정부가 생산성이 높고 경쟁력이 있는 산업을 우선적으로 개방하려는 유인이 존재하며, 다른 한편으로는 생산성과 산업집중도가 동시에 높은 산업에서 대정부 로비 등을 통해 시장보호를 유지할 가능성이 있다. 따라서, 개방정책이 생산성에 미치는 효과를 추정하는 경우 일반적으로 내생성 문제에서 자유로울 수 없으며, 추정과정에서 이에 대한 특별

10) Bagwell and Staiger(2002)는, 전략적 무역정책(strategic trade policy) 이론에 의거하여 관세정책의 국제간 조율이 부재한 경우, 개별국들은 각자의 입장에서 적정관세 수준까지 관세율을 올리게 되며, 그렇게 하지 않는 국가는 손해를 본다고 주장한다. 한편, 관세정책의 조율이 부분적으로 가능한 경우에는 정책조율을 한 국가들은 이익을, 조율에 참여하지 않은 국가는 손해를 보게 된다.

한 고려가 필요하다. 다만, Karacaovali (2006)와 Baier and Bergstrand(2007)가 제시하는 바와 같이, 내생성으로 인해 발생하는 추정치 편향(bias)의 방향성은 불확실하다고 생각된다. 즉, 생산성이 높은 산업이 로비 등을 통해 시장보호를 유지하는 경우 생산성효과가 최소 추정될 가능성이 있는 반면, 정부가 생산성이 높고 경쟁력이 있는 산업을 우선적으로 개방하는 경우에는 반대로 과대 추정의 가능성이 상존한다.

이상의 문헌조사 결과를 종합해 보면, 개방정책의 효과 분석과 관련하여 다음과 같은 시사점을 도출해 낼 수 있다. 첫째, 개방화의 효과성에 대해 체계적으로 이해하기 위해서는 개별 기업 혹은 사업체 수준의 엄밀한 미시분석이 필요하다는 점을 들 수 있다. 미시분석은 총량 및 산업 분석에 비해 개방이 생산성에 미치는 영향뿐만 아니라 생산성 증가의 경로까지도 좀더 세부적이고 엄밀한 형태로 검증할 수 있다. 둘째, 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 무역자유화를 통한 수입시장 개방에 대한 체계적인 분석이 중요하다고 본다. 특히, 개방정책의 직접적인 효과성을 살펴보기 위해서는 무역비중이나 수입침투율의 변화보다는 관세율 변화와 같은 직접적인 정책변수에 대한 고려가 중요하다. 셋째, 개방정책이 생산성에 미치는 효과를 추정하는 경우 추정과정에서 발생할 수 있

는 내생성 문제에 대한 특별한 고려가 필요하다.

Ⅲ. 제조업 생산성 변화 추이

1. 총요소생산성의 측정

본절에서는 수입관세의 생산성효과에 대한 실증분석에 앞서 최근 우리나라 제조업 내 생산성 변화의 주요 특징을 고찰해 보기로 한다. 이를 위하여 1992~2003년 기간을 대상으로 『광공업통계조사보고서』의 원자료를 이용하여 사업체별 총요소생산성을 계산한 후, 이러한 사업체별 총요소생산성을 가중평균한 값으로 산업별 및 제조업 전체의 총요소생산성을 측정하기로 한다. 아울러, Griliches and Regev(1995) 방식을 활용하여 우리나라 제조업의 총요소생산성을 사업체별 생산성 변화, 산업 내 자원이동에 의한 생산성 변화, 산업 간 자원이동에 의한 생산성 변화 등의 요소로 분해해 봄으로써 최근의 생산성 변화가 주로 어떠한 요인에 의해 결정되고 있는지를 살펴본다.

본고에서는 미시패널자료를 분석 대상으로 하는 생산성 분석에서 널리 사용되고 있는 다자간 연쇄지수방식(chained multilateral index number approach)에 의거하여 개별 사업체의 생산성을 측정하고

있다.¹¹⁾ 즉, 특정연도 t 에서의 개별 사업체 i 의 총요소생산성은 다음과 같이 동사업체가 속해 있는 산업 j 내 가상의 평균사업체의 생산성 수준과의 상대적인 격차로 계산된다.

$$\begin{aligned} \ln A_t^j = & \left(\ln Y_t^j - \overline{\ln Y_t^j} \right) \\ & - \sum_{n=1}^N \frac{(a_{nt}^j + \overline{a_{nt}^j})}{2} \left(\ln X_{nt}^j - \overline{\ln X_{nt}^j} \right) \\ & + \sum_{\tau=1}^t \left(\overline{\ln Y_{\tau}^j} - \overline{\ln Y_{\tau-1}^j} \right) \\ & - \sum_{n=1}^N \sum_{\tau=1}^t \frac{(\overline{a_{n\tau}^j} + \overline{a_{n\tau-1}^j})}{2} \left(\overline{\ln X_{n\tau}^j} - \overline{\ln X_{n\tau-1}^j} \right) \end{aligned}$$

위 식에서 A, Y, X 및 a 는 각각 총요소생산성, 생산량, 생산요소 투입량 및 요소분배율을 의미하며, 변수 위에 윗줄이 그어진 경우는 각 변수들의 산업 평균 값을 나타낸다. 아래 첨자 n 과 τ 은 각각 투입요소와 특정 연도를 나타낸다.

한편, 산업 j 의 t 시점의 총요소생산성 지수는 동 산업에 속한 개별 기업 i 의 총요소생산성을 동 기업이 산업 내에서 차지하는 생산액 비중(s_{it}^j)으로 가중평균한 값으로 정의한다.

$$\ln A_t^j = \sum_{i \in j} s_{it}^j \ln A_{it}^i \quad (1)$$

비슷한 방식으로 전체 제조업의 총요소생산성은 개별 산업의 생산성 수준을

전체 제조업 내 개별 산업의 생산액 비중(s_t^j)으로 가중평균한 값으로 계산된다.

$$\ln A_t = \sum_j s_t^j \ln A_t^j \quad (2)$$

2. 총요소생산성의 분해

전체 산업의 총요소생산성이 산업별 생산성지수를 가중평균한 값으로 계산되는 경우 총량 수준의 생산성 변화는 개별 산업의 생산성 변화뿐만 아니라 산업 간 생산비중의 변화에도 영향을 받게 된다. 가령, 산업별 생산성에 커다란 변화가 없더라도 생산성 수준이 평균 이상인 산업들의 생산비중이 상대적으로 높아지면 전체 산업의 생산성 지수는 높아지게 된다. 마찬가지로 산업별 생산성도 개별 사업체의 생산성 증가 및 생산액비중 변화에 영향을 받게 된다. 만일 총량 수준의 생산성 변화가 산업 내 혹은 산업 간 자원이동을 통한 생산비중의 변화에 주로 기인한다면, 본고와 같이 개별 존속 사업체 단위로 생산성 변화의 요인을 분석하는 것만으로는 전체 경제의 생산성 변화를 이해하는 데에 효과적이지 않을 가능성이 높다. 결과적으로 개별 존속사업체 내부의 생산성 변화가 우리나라 제조업 전반의 생산성 변화를 어느 정도 설명하는가에 따라 본 연구 결과의 유용성이 달

11) 다자간 연쇄지수방식에 대한 보다 구체적인 설명은 한진희(2003, pp.10~12)를 참조하기 바람.

라진다.

이러한 맥락에서 이하에서는 Griliches and Regev(1995)를 바탕으로 전체 제조업의 총요소생산성 변화율을 기업 내부의 생산성 변화, 산업 내 자원이동에 의한 변화, 산업 간 자원이동에 의한 변화 등으로 분해하여 최근 우리나라 제조업 생산성 변화의 주요인을 파악해 보기로 한다.

식 (2)에 나타나 있는 전체 제조업 총요소생산성의 연간 변화율은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln A_t &= \sum_j \Delta (s_t^j \ln A_t^j) \\ &= \sum_j \bar{s}_t^j \Delta \ln A_t^j + \sum_j \overline{\ln A_t^j} \Delta s_t^j \quad (3)\end{aligned}$$

여기에서 변수 상단에 있는 윗줄은 비교연도 간 변수의 산출평균을 의미한다. 이 경우, 제조업의 연간 생산성 증가율은 비교연도 간 산업별 생산액비중의 기간별 평균값에 산업생산성의 변화분을 곱한 값들의 합과 생산성 평균값에 비교연도 간 산업별 생산액비중 변화분을 곱한 값들의 합계로 정의된다. 이 중에서 후자의 경우 생산성을 고정시킨 상태에서 산업별 생산비중 변화분을 고려하고 있는데, Griliches and Regev(1995)는 이를 산업 간 자원이동에 의한 생산성 변화 (between-industry resource reallocation)로 정의한다.

한편, 특정 산업 j 의 총요소생산성 증

가율의 경우도 비슷한 방식을 통해 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta \ln A_t^j = \sum_{i \in j} \bar{s}_{it}^j \Delta \ln A_{it}^j + \sum_{i \in j} \overline{\ln A_{it}^j} \Delta s_{it}^j \quad (4)$$

마지막으로 식 (4)를 식 (3)에 대입하면, 전체 제조업의 총요소생산성 변화는 다음과 같은 3가지 요인으로 분해된다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln A_t &= \sum_j \sum_{i \in j} \bar{s}_t^j \bar{s}^j \Delta \ln A^j \\ &\quad + \sum_j \sum_{i \in j} \bar{s}_t^j \overline{\ln A^j} \Delta s^j \\ &\quad + \sum_j \overline{\ln A_t^j} \Delta s_t^j \quad (5)\end{aligned}$$

우변의 첫 번째 항은 산업 및 사업체 부가가치 비중을 고정된 상태에서의 사업체 단위 생산성 변화분(within-plant TFP gains)을 나타내며, 두 번째 항은 산업 내 자원이동을 통한 생산성 변화분 (within-industry reallocation), 그리고 세 번째 항은 앞서 언급한 바와 같이 산업 간 자원이동에 의한 생산성 변화분 (between-industry reallocation)이라 볼 수 있다.

3. 90년대 이후 제조업 생산성 변화의 주요 특징

본 연구에서는 1992~2003년 기간을 대상으로 『광공업통계조사보고서』의 원자

료를 바탕으로 앞서 설명한 다자간 연쇄 지수방식을 이용하여 사업체별 총요소생산성을 계산하였다. 산업분류는 김동석(2003)이 구축한 KDI 다부문 모형의 29부문 분류를 사용하였으며, 이 중 제조업은 총 17개 부문으로 구성되어 있다. 생산성 추정 시, 총생산량은 『광공업통계조사보고서』에 포함된 사업체별 명목생산액을 국민계정을 이용하여 다부문 모형 기준 산업부문별 총산출 디플레이터로 나누어 실질화한 값을 이용하였다. 생산성 추정 시 노동, 자본스톡, 에너지 중간재, 비에너지 중간재 등의 생산요소 투입을 고려하였으며, 기업의 노동 및 자본투입은 각각 총 종사자 수와 실질 자본스톡 연앙액을 활용하였다. 실질 자본스톡 연앙액 추계의 경우 토지, 건물 및 구조물, 기계장비 및 운반구 등 각각의 자본재 형태별 유형고정자산 연초 잔액과 연말 잔액의 단순 평균값을 구한 후 국민계정의 고정 자본형성 통계에서 얻은 자본재 형태별 디플레이터를 이용하여 실질화하였다. 한편, 에너지 중간재 투입량은 연료비와 전력비를 관련 생산자 물가지수로 나누어 실질화하여 합계한 값이며, 비에너지 투입량은 에너지 투입을 제외한 중간재 투입을 국민계정을 이용하여 계산된 디

플레이터로 실질화한 값이다.¹²⁾

식 (5)를 이용하여 추정한 우리나라 제조업 총요소생산성의 증가율은 1992~2003년 기간 중 연평균 2.0%인 것으로 나타났다. 제조업 총요소생산성은 외환위기 이전 시기인 1992~96년 중에는 연평균 2.2% 증가한 반면, 외환위기 전후인 1997~99년 동안에는 연평균 1.0% 수준으로 감소했던 것으로 나타났다. 한편, 2000~2003년에는 생산성 증가세가 다시 회복되어 연평균 2.6% 수준을 기록하였다.

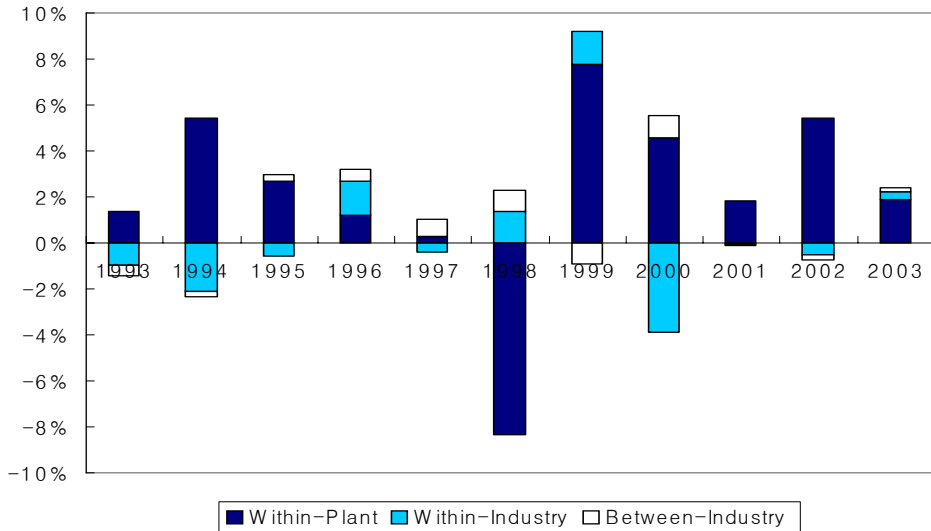
분석기간 중 우리나라 제조업의 생산성 변화는 전반적으로 산업 내 혹은 산업 간 자원이동에 기인했다기보다는 개별 사업체 내부의 생산성 변화에 의해 결정된 것으로 나타났다. 1992~2003년 기간 중 기업 내부의 생산성 증가에 의한 증가율은 연평균 2.2%인 반면, 산업 내 및 산업 간 자원이동에 통한 증가율은 각각 -0.4%와 0.1%에 불과했다.¹³⁾ [그림 1]과 [부표 1]에 나타난 바와 같이, 연도별 총요소생산성 변화추이를 살펴봐도 제조업 전체의 생산성 변화는 기업 내 생산성에 의해 좌우된다는 점을 알 수 있다.¹⁴⁾

한편, [그림 2]와 <부표 2>에는 제조업

12) 본 연구에서 활용된 통계자료의 구축방식은 김동석(2003)에 보다 자세하게 설명되어 있음.

13) 반면, 유사한 방식으로 총요소생산성을 분석한 Lopez-Cordova(2002)에서는, 멕시코의 경우 1993~99년 기간 중 제조업 전체의 총요소생산성 상승이 대부분 산업 내·산업 간 자원배분의 효율화에 기인했으며, 동 기간 중 기업 내 생산성 증가율은 오히려 하락한 것으로 분석되었다. Lopez-Cordova(2002)는 이와 같은 기업 내 생산성 하락의 주요 요인으로 동 기간 중의 거시환경의 불안정성을 지적하고 있다.

[Figure 1] Decomposition of Annual TFP Changes in Manufacturing



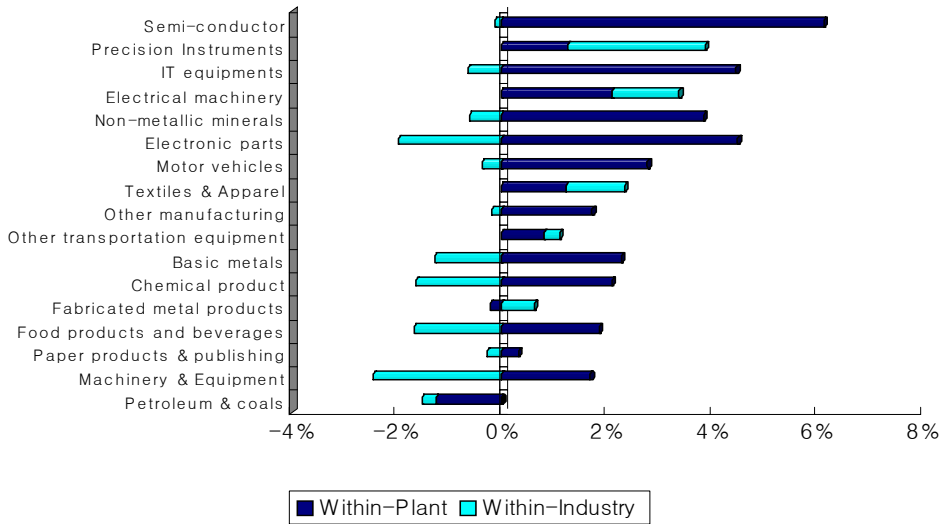
부문별 생산성 증가추이가 나타나 있다. 산업생산성의 연평균 증가율은 반도체가 6.0%로 가장 높고, 그 뒤를 이어 정밀기계(3.9%), IT기기(3.8%), 가전기기(3.4%) 순인 것으로 나타났다. 반면, 석유석탄(-1.5%), 일반기계(-0.8%) 등의 부문에서는 분석기간 중 연평균 총요소생산성이 감소세를 기록하였다. 이 중 일반기계의 경우 기업 내 생산성은 분석기간 중 연평균 1.7% 수준의 증가세를 보였으나, 산업 내 자원 재배분의 효율성이 약화됨으로써 전체 산업 생산성이 감소한 것으로 나타났다. 제조업부문별 생산성 변화도 정밀기계 등 일부 예외를 제외하고는 일반

적으로 개별 사업체 내부의 생산성 변화에 의해 결정되는 것으로 판단된다.

Liu(1993), Pavcnik(2002) 등은 무역자유화를 통한 생산성 증대의 상당 부분이 기업의 진입·퇴출 효과에 기인한다는 점을 실증한 바 있다. 그런데 지금까지의 분석에 사용된 Griliches and Regev(1995)의 총요소생산성 요소별 분해방식은 기업의 진입·퇴출을 통한 생산효과를 별도로 식별하지 못한다는 문제점이 있다. 앞서 언급했던 바와 같이, 만일 전체 생산성 변화가 진입·퇴출 효과에 주로 기인한다면, 본고와 같이 존속업체 위주로 개별 사업체 단위 생산성 변화의 요인을

14) 분석기간 중 각 요인별 제조업 생산성 증가율과의 상관계수는 기업 내 생산성 변화가 0.65인 데 반해, 산업 내 및 산업 간 자원이동에 의한 변화분은 각각 0.23과 0.29인 것으로 나타난다.

[Figure 2] Decomposition of Within-industry TFP Changes



분석하는 것은 경제 전반의 생산성 변화를 이해하는 데에 한계가 있다. 이에 이하에서는 다음과 같은 계산식을 이용하여 우리나라 제조업 내 진입·퇴출을 통한 생산성 변화를 추가적으로 살펴보기로 한다.

$$\Delta \ln A_t^E = \sum_{i \in N} s_i \Delta \ln A_i - \sum_{i \in X} s_{-i} \ln A_{-i} \quad (6)$$

여기에서 N 과 X 는 각각 t 년도와 $t-1$ 년도 사이의 진입사업체와 퇴출사업체를 의미한다. 이 경우 진입·퇴출 효과는 t 년도에 신규로 진입한 사업체의 생산성을 부가가치 비중으로 가중평균한 값에서 유사한 방식으로 계산된 퇴출기업들의 전년도 기준 생산성의 가중평균값을

감함으로써 도출된다.

<표 2>에는 1992~2003년 기간 중 존속사업체와 진입·퇴출 사업체의 평균 생산성이 나타나 있다. 존속사업체의 평균 생산성은 0.31인 데 반해 신규 진입 사업체는 0.29, 퇴출사업체는 가장 낮은 0.28을 기록하였다.

<부표 1>과 <부표 2>의 마지막 행에는 식 (6)을 이용하여 계산된 연도별 및 산업부문별 진입·퇴출 효과가 각각 나타나 있다. 분석기간 중 기업의 진입·퇴출에 의한 연평균 생산성 증가율은 0.5% 수준인 것으로 파악되며, 이는 산업 내 혹은 산업 간 자원배분효과에 비해서는 높은 수치이나, 기업 내 생산성 증가율(2.3%)에 비해서는 상대적으로 낮은

〈Table 2〉 Comparison of Average Plant TFP Levels (1992~2003)

	Average TFP levels (Logarithm)	Standard deviation
Continuing plants	.3096	.3494
Exiting plants	.2823	.3801
New entrants	.2949	.3954

수준이다. 한편, 업종별로는 자동차와 전자부분품에서 높게 나타났으며, 외환위기 전후 시기인 1996~98년에는 진입·퇴출 효과가 마이너스를 기록하였다.

이상을 종합해 보건대, 1990년대 이후 우리나라 제조업의 생산성 변화를 이해하기 위해서는 개별 사업체의 생산성 변화의 결정요인을 파악하는 것이 분석의 핵심이라 하겠다. 다만, 본 연구가 비교연도 간의 존속사업체만을 분석의 대상으로 하므로, 추정 결과를 산업 전반의 효과로 지나치게 확대 해석할 경우 선택편의의 문제가 존재함을 다시 한 번 강조해 둔다.

이하에서는 지금까지의 분석 결과를 토대로 개방 관련 주요 정책변수인 수입관세 변화가 제조업 내 개별 사업체의 총요소생산성 증가에 실질적으로 기여했는가의 여부를 본격적으로 실증분석해 보기로 한다.

IV. 수입관세효과 분석

1. 모형 및 데이터

본절에서는 다음과 같은 추정식을 이용하여 수입관세의 생산성효과를 분석하였다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln A^j = & \beta_{0i} + \beta_T TR_{t-1}^j \\ & + \beta_A \ln A^j + \Phi X^j + \Omega \Gamma_t^j \\ & + \lambda_t + I^j + \nu\end{aligned}\quad (7)$$

Δ 는 t 년도와 $t+1$ 년도 사이 변화분, A_{it}^j 는 t 년도 기준 산업 j 에 속한 기업 i 의 총요소생산성 수준, TR 은 $t-1$ 년 기준 실행 수입관세율, X 와 Γ 는 각각 해당 사업체와 산업 특성변수의 벡터이며, Φ 와 Ω 은 이들 변수들의 추정계수 벡터이다.¹⁵⁾ 한편, β_{0i} 은 기업 i 고유의 고정효과(fixed effect), λ 은 특정 연도의 각종 거시환경 변화를 나타내는 연도더미 벡터, I 는 산업더미 벡터이다.¹⁶⁾

15) 추정 시 입력변수는 창설연도 이래의 총연수를 100으로 나눈 값을 이용하였다.

본 연구의 기본적인 분석가설은 특정 산업의 수입관세를 수준이 동 산업 내 사업체들의 생산성 증가율에 어떠한 영향을 미쳤는가의 여부이다. 만일 식 (7)의 β_T 추정치가 통계적으로 유의한 수준의 양(+)의 값을 갖게 된다면, 이는 관세장벽이 낮을수록 사업체 생산성 증가율이 높음을 의미한다. 반면, 반대의 경우에는 관세장벽을 통한 시장보호도가 높을수록 생산성 증가율이 높다는 점을 시사한다.

본 추정식에서는 앞서 언급한 생산성 효과 추정과정에서의 내생성 문제에 대처하기 위해 수입관세율의 시차변수를 사용하는 동시에 산업 혹은 기업의 고정효과를 명시적으로 고려하고 있다. 또한, 개별 사업체의 특성을 제어하기 위하여 생산성 수준, 창설연도 이래의 업력과 이의 자승항, 총고용인원의 로그값으로 정의한 기업규모, 자본장비율 등의 변수를 추정식에 포함하였다.

아울러, 사업체의 생산성은 수입관세의 인하뿐만 아니라 R&D 투자나 수출활동을 통한 학습효과(learning-by-exporting)에 의해서도 나타날 수 있으므로 관세인하의 순효과를 식별하기 위해 사업체의 수출활동 여부 및 R&D 투자 여부에 대한 더미변수도 추정식에 포함하였다. 한편,

산업별 특성변수로는 고용규모로 본 산업의 규모, 자본장비율, 산업 출하액 대비 수출활동의 집약도, 그리고 출하액 대비 R&D 집약도 등도 고려하였다.

사업체별 중요소생산성 수준은 앞서 III장에서 설명된 다자간 연쇄지수방식으로 추정되었으며, 수입관세율은 관세청에서 집계하는 HSK(harmonized system of Korea) 기준의 수입관세액과 수입금액 자료를 활용하여 계산하였다. 보다 구체적으로는 관세청의 HSK 6단위 코드와 KDI 다부문 모형의 제조업 17개 부문을 연계시킨 후 제조업부분별 수입관세총액을 달러화로 전환한 후 달러화 표시 해당 부문별 수입총액으로 나누어 수입관세율로 환산하였다. 이는 개념적으로 각 개별 품목의 관세율을 수입금액의 비중으로 가중평균한 값과 같다고 볼 수 있다. HSK 코드는 분석기간인 1992~2003년 기간 중 두 차례에 걸쳐 개정되었으며, 데이터 구축 시 이를 반영하였다.¹⁶⁾

16) 사업체 고정효과 모형임에도 불구하고 산업더미를 추가로 포함시킨 이유는 분석기간 중 업종을 전환한 사업체가 상당수 존재하기 때문이다. 실제로 추정 결과에 따르면, 고정효과 모형에서도 산업더미들의 통계적 유의성이 매우 높게 나타났다.

17) 우리나라 관세율 구조, 결정방식 및 변화추이에 대한 구체적인 설명은 정재호(2003)를 참조하기 바람.

2. 분석 결과

가. 관세율 수준과 생산성 증가 간의 관계

<표 3>에는 식 (7)을 기본식으로 하여 최소자승법, 임의효과(random effect) 모형, 고정효과(fixed effect) 모형 등을 이용하여 수입관세율이 생산성에 미치는 효과를 추정한 결과치가 포함되어 있다. 분석에는 총 15만여개 사업체를 대상으로 총 38만여개의 관측치가 사용되었다.

분석 결과에 따르면, 추정방식에 상관없이 수입관세장벽이 낮을수록 개별 사업체의 생산성 증가율이 높은 것으로 분석되었으며, 모든 추정치가 1% 이하 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 관세율이 1%p 낮아지면 생산성은 0.6~1.3% 정도 증가하게 된다.

한편, 산업더미, 연도더미 혹은 기업 고정효과를 고려했는가의 여부에 따라 추정치의 규모는 상당히 달라지는 것으로 나타난다. 가령, 산업더미 혹은 연도더미를 추가하는 경우가 반대의 경우에 비해 추정치 규모가 커지는 경향을 보인다. 따라서, 관세율의 생산성효과의 규모는 결국 이러한 변수들을 모형에 포함시키는 것이

적절한가의 여부와 관련하여 판단해야 한다. 연도더미와 산업더미에 대한 F-검정과 고정효과식에 대한 Hausman 검정을 시행해 본 결과, 연도더미를 포함하는 고정효과식이 가장 적절한 모형이라 판단된다. 따라서, 관세율이 1%p 낮아지면 사업체 생산성은 약 1.3% 정도 증가하는 것으로 보는 것이 타당하다고 결론지을 수 있다.¹⁸⁾

한편, 분석 결과에 의하면, 전기의 생산성 수준이 낮을수록, 사업체 규모가 클수록, 그리고 자본장비율이 낮은 업체일수록 생산성 증가율이 높게 나타난다. 또한, 수출업체가 비수출업체에 비해 그리고 R&D 투자를 하는 사업체가 그 반대의 경우에 비해 생산성 증가율이 약 0.01%씩 높다. 마지막으로 산업규모, 자본집약도, 수출집약도 및 R&D 집약도 등이 각각 높은 산업에 속해 있는 사업체일수록 생산성 증가율이 높게 나타났다.

나. 수입관세율과 기업 수익률 간의 관계

앞서 살펴본 바와 같이, 기존 실증분석에서는 개방화 정도와 총요소생산성 증가율 간에는 정의 상관관계가 존재하는 반면, 기업의 수익성 증가율은 시장보호도가

18) 단, 분석대상 사업체 중에는 수출기업들이 다수 포함되어 있으며, 우리나라 관세율과 교역상대국의 관세율 간의 상관관계가 높을 가능성이 있는바, 본고에서 나타난 수입관세의 생산성 증대효과 중 일부는 수출경로를 통한 효과일 수 있다. 이를 지적해 주신 익명의 논평자에게 감사드리는 바이다.

〈Table 3〉 The Impacts of Tariff Reduction on Plant-Level Productivity

	OLS			Random Effect		Fixed Effect	
TR_{t-1}	-.748 (.031)***	-.581 (.062)***	-1.079 (.075)***	-.959 (.033)***	-1.315 (.077)***	-.757 (.083)***	-1.333 (.105)***
$\ln A$	-.586 (.003)***	-.581 (.003)***	-.596 (.002)***	-.710 (.002)***	-.718 (.002)***	-.994 (.003)***	-.995 (.003)***
AGE	-.307 (.016)***	-.275 (.016)***	-.302 (.016)***	-.294 (.016)***	-.280 (.016)***	-.098 (.032)***	-.090 (.032)***
AGE^2	.611 (.045)***	.610 (.046)***	.623 (.046)***	.546 (.044)***	.548 (.045)***	.169 (.067)**	.159 (.067)***
$SIZE$.026 (.001)***	.023 (.001)***	.027 (.001)***	.027 (.001)***	.028 (.001)***	.016 (.002)***	.016 (.002)***
$K/L\ Ratio$	-.039 (.001)***	-.039 (.001)***	-.040 (.001)***	-.043 (.001)***	-.044 (.001)***	-.030 (.001)***	-.030 (.001)***
$Dum^{Exports}$.014 (.002)***	.013 (.002)***	.013 (.002)***	.014 (.002)***	.013 (.002)***	.010 (.002)***	.010 (.002)***
Dum^{RD}	.015 (.002)***	.024 (.002)***	.016 (.002)***	.012 (.002)***	.013 (.002)***	.006 (.002)***	.006 (.002)***
$SIZE^{industry}$.017 (.001)***	.001 (.003)	.010 (.003)***	.025 (.001)***	.009 (.003)***	.007 (.003)**	.008 (.003)**
$K/L\ Ratio^{ind}$	-.003 (.001)***	.050 (.002)***	.012 (.002)***	-.013 (.001)***	.010 (.002)***	.009 (.003)***	.010 (.003)***
$EXP/Sales^{ind}$.070 (.005)***	.157 (.004)***	.017 (.005)***	.070 (.005)***	.022 (.006)***	.033 (.009)***	.030 (.009)***
$RD/Sales^{ind}$.413 (.053)***	.931 (.080)***	.642 (.079)***	.545 (.056)***	.704 (.078)***	.517 (.089)***	.596 (.088)***
Year Dummies	yes	no	yes	yes	yes	yes	yes
Industry Dummies	no	yes	yes	no	yes	no	yes
No. of Obs.	384,539						
R-Squared	.3258	.3136	.3302	.3250	.3292	.3149	.3186
(Within)	-	-	-	(.5226)	(.5241)	(.5292)	(.5304)
(Between)	-	-	-	(.2874)	(.2917)	(.2713)	(.2749)

Note: The dependent variable is the annual growth rate of plant-level productivity. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. *, ** and *** indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

높을수록 크게 나타난다. 이는 시장개방이 수익성에 압박요인으로 작용하면서 기업 스스로가 생산·경영의 비효율성을 줄이

고 혁신역량을 배양시키는 유인을 발생 시킴을 간접적으로 시사한다고 볼 수 있다. 이러한 맥락에서 본 소절에서는 우리

나라 제조업의 경우 관세인하와 기업의 수익성 간에는 어떠한 관계가 있어 왔는지를 추적해 보기로 한다.

분석을 위해, 『광공업통계조사보고서』의 원자료를 이용하여 사업체의 수익성(mark-up)을 계산하였다. 수익성은 개별 사업체의 연간 출하액에서 가변비용을 차감한 금액을 출하액으로 나뉜 값으로 계산하였으며, 가변비용 항목에는 원재료비, 급여총액 및 복리후생비, 연료비, 전력비, 용수구입비 등을 포함시켰다. 기본 추정식인 식 (7)에서 좌변의 피설명변수를 생산성 증가율 대신 수익성 증가율로 대체하고, 우변의 전기 생산성 수준도 전기 수익성으로 바꾸어 분석을 시행하였다.

<표 4>에서 살펴볼 수 있듯이, 수입관세율 수준과 기업 수익성 증가율 간에는 정의 관계가 존재한다. 즉, 수입관세율이 낮을수록, 즉 국내 시장의 대외경쟁에 대한 노출 정도가 높을수록 기업의 수익성 증가율이 낮아진다. 가장 신뢰할 만한 고정효과 추정에 따르면, 수입관세율 수준이 1%p 낮아지면, 기업 수익성은 0.3% 정도 감소하는 것으로 나타났다.

한편, 고용규모가 작은 사업체, 자본장비율이 높은 사업체, 그리고 R&D 투자를 수행하는 사업체가 상대적으로 높게 나타난 반면, 수출 여부나 기업의 업력은

수익성과는 별다른 관계가 없는 것으로 분석되었다. 아울러, 산업 전체의 고용규모가 상대적으로 적을수록, 자본집약도가 높은 산업에 속해 있을수록 수익성 증가율이 높은 것으로 나타나며, 산업 전반의 수출 및 R&D 집약도와 개별 사업체의 수익성 간에는 통계적으로 유의한 상관관계가 나타나지 않았다.

다. 수입관세율과 고용 간의 관계

본고에서는 생산성 및 기업 수익성에 더하여 관세율의 고용효과도 분석하였으며, 그 결과치가 <표 5>에 포함되어 있다. 여기에서 고용규모는 사업체별 총 종사자 수로 정의하였다.¹⁹⁾

분석 결과에 따르면, 대체적으로 관세율이 낮은 수준의 산업에 속해 있는 사업체일수록 고용 증가율이 높은 것으로 나타났다. OLS 추정 시, 연도더미를 누락하고 추정하는 경우 관세율 수준이 낮을수록 고용 증가율도 낮게 나타났으나, 그 밖의 추정식에서는 관세율 수준의 고용효과가 음(-)의 값을 갖는 것으로 분석되었다.

한편, Hausman 검정 결과는 생산성 및 수익성 분석과 마찬가지로 임의효과 추정정보다는 고정효과 추정이 보다 신뢰할 만한 결과임을 암시하고 있다. 아울러, 고정효과식의 연도더미에 대한 F-검정

19) 앞서의 생산성 추정에서는 전기의 총 종사자 수의 로그값으로 기업규모를 측정하였는데, 고용효과 분석에서는 추정식에 전기의 고용수준이 포함되므로 기업규모변수를 생략하여 추정하였다.

〈Table 4〉 The Impacts of Tariff Reduction on Plant-Level Price-Cost Margin

	OLS			Random Effect		Fixed Effect	
TR_{t-1}	.330 (.020)***	.776 (.068)***	.563 (.020)***	.323 (.018)***	.462 (.039)***	.253 (.036)***	.311 (.049)***
$Markup^{level}$	-.958 (.030)***	-.960 (.029)***	-.962 (.028)***	-.984 (.011)***	-.986 (.011)***	-1.007 (.008)***	-1.007 (.008)***
AGE	-.042 (.010)***	-.060 (.009)***	-.044 (.010)***	-.006 (.008)	-.014 (.008)*	.019 (.014)	.017 (.014)
AGE^2	.242 (.047)***	.224 (.027)***	.212 (.027)***	.117 (.022)***	.106 (.021)***	-.008 (.029)	-.007 (.029)
$SIZE$	-.013 (.001)***	-.013 (.001)***	-.014 (.001)***	-.016 (.001)***	-.016 (.000)***	-.009 (.001)***	-.008 (.001)***
$K/L\ Ratio$.010 (.001)***	.012 (.001)***	.012 (.001)***	.007 (.000)***	.008 (.000)***	.002 (.001)***	.002 (.001)***
$Dum^{Exports}$	-.008 (.001)***	-.000 (.001)	-.002 (.001)**	-.004 (.001)***	-.001 (.001)	.001 (.001)	.001 (.001)
Dum^{RD}	.006 (.001)***	.005 (.001)***	.009 (.001)***	.004 (.001)***	.006 (.001)***	.004 (.001)***	.004 (.001)***
$SIZE^{industry}$	-.001 (.001)	-.015 (.001)***	-.011 (.001)***	.000 (.001)	-.009 (.001)***	-.007 (.001)***	-.008 (.001)***
$K/L\ Ratio^{ind}$	-.005 (.001)**	.012 (.001)***	.005 (.001)	-.004 (.001)***	.004 (.001)***	.000 (.001)	.003 (.001)***
$EXP/Sales^{ind}$.027 (.003)**	-.021 (.002)***	.038 (.003)***	.019 (.003)***	.024 (.003)***	-.007 (.004)	-.006 (.004)
$RD/Sales^{ind}$	-1.053 (.049)***	-.045 (.037)	.006 (.037)	-.732 (.032)***	.026 (.035)	.014 (.045)	.061 (.045)
Year Dummies	yes	no	yes	yes	yes	yes	yes
Industry Dummies	no	yes	yes	no	yes	no	yes
No. of Obs.	384,524						
R-Squared (Within)	.8649	.8660	.8682	.8646 (.9195)	.8679 (.9197)	.8629 (.9197)	.8663 (.9199)
(Between)	-	-	-	(.6213)	(.6305)	(.6156)	(.6255)

Note: The dependent variable is the annual growth rate of plant-level price-cost margins. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. *, ** and *** indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

결과는 연도더미를 추정식에 포함시켜야 하는 것으로 나타난다. 따라서, 관세율의 고용효과는 연도더미를 포함한 고정효과

추정 결과가 가장 신뢰할 만하다고 결론 지을 수 있다.²⁰⁾ 고정효과 추정에 따르면, 특정 산업의

〈Table 5〉 The Impacts of Tariff Reduction on Plant-Level Employment

	OLS			Random Effect		Fixed Effect	
TR_{t-1}	-.125 (.028)***	.776 (.068)***	-.487 (.084)***	-.086 (.032)***	-.432 (.086)***	-.211 (.104)**	-.587 (.118)***
$Employ^{level}$	-.071 (.001)***	-.073 (.001)***	-.073 (.001)***	-.108 (.001)***	-.111 (.001)***	-.601 (.004)***	-.602 (.003)***
AGE	-.454 (.017)***	-.441 (.017)***	-.442 (.017)***	-.446 (.019)***	-.429 (.019)***	.251 (.041)***	.252 (.041)***
AGE^2	.916 (.047)***	.912 (.048)***	.907 (.046)***	.981 (.055)***	.965 (.055)***	-.505 (.083)***	-.510 (.083)***
$K/L\ Ratio$.035 (.000)***	.036 (.001)***	.037 (.001)***	.045 (.001)***	.047 (.001)***	.035 (.001)***	.035 (.001)***
$Dum^{Exports}$.039 (.002)***	.039 (.002)***	.038 (.002)***	.046 (.003)***	.045 (.002)***	.026 (.003)***	.026 (.003)***
Dum^{RD}	.038 (.002)***	.040 (.002)***	.037 (.002)***	.037 (.002)***	.035 (.002)***	.015 (.003)***	.015 (.003)***
$SIZE^{industry}$.011 (.001)***	-.032 (.003)***	-.013 (.004)***	.013 (.001)***	-.012 (.004)***	.024 (.001)***	.018 (.004)***
$K/L\ Ratio^{ind}$.002 (.001)**	.002 (.003)	-.004 (.003)	.003 (.001)**	-.002 (.003)	.001 (.004)	-.004 (.003)
$EXP/Sales^{ind}$.011 (.005)**	.042 (.005)***	-.003 (.006)	.024 (.006)***	.008 (.006)	.052 (.010)***	.049 (.010)***
$RD/Sales^{ind}$	1.138 (.057)***	.268 (.098)***	.161 (.099)	1.173 (.063)***	.220 (.099)**	.113 (.107)	.025 (.104)
Year Dummies	yes	no	yes	yes	yes	yes	yes
Industry Dummies	no	yes	yes	no	yes	no	yes
No. of Obs.	384,539						
R-Squared	.0562	.0505	.0582	.0541	.0561	.0287	.0289
(Within)	-	-	-	(.1932)	(.1958)	(.3253)	(.3258)
(Between)	-	-	-	(.0347)	(.0362)	(.0152)	(.0151)

Note: The dependent variable is annual growth rate of plant-level employment. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. *, ** and *** indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

20) 그러나 앞서 서론에서 밝힌 바와 같이, 본고의 추정치는 비교연도 간의 존속 사업체를 대상으로 한 것임을 상기할 필요가 있다. 수입관세가 낮으면 그만큼 시장의 경쟁도가 높다는 것을 의미하는바, 경쟁에 의한 기업퇴출 및 이에 따른 고용감소도 동반될 수 있다.

수입관세율 수준이 1%p 낮아지면, 동 산업에 속해 있는 개별 사업체의 고용은 약 0.6% 정도 증가한다. 기업특성별로는 자본장비율이 상대적으로 높은 사업체 그리고 수출업체 및 R&D 투자업체가 고용 창출능력이 높았던 것으로 분석된다. 산업변수 중에는 산업규모 및 수출집약도와 고용증가율 간에 정의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다.

라. 기업규모별 관세효과

<표 6>은 관세율 인하의 생산성 및 고용에 대한 효과를 기업규모별로 추정한 결과를 포함하고 있다. 식 (7)에 제시된

고정효과 모형을 이용하여 추정을 수행하였으며, 지면 관계상 관심변수인 관세율의 효과만을 보고하였다.

생산성의 경우, 총고용인원 300인 이상의 사업체에 대해서는 통계적으로 유의한 수준의 생산성 제고효과가 나타나지 않는 반면, 그 외의 경우에는 관세율 인하가 생산성을 제고시키는 것으로 분석되었다. 50인 이상 100인 미만 사업체가 관세율이 1%p 낮아지면 생산성 증가율이 2.2% 정도 높아지는 것으로 나타나 관세 인하로 인한 가장 높은 생산성 제고효과를 나타냈으며, 그 외에는 100인 이상 300인 미만 사업체(1.5%), 10인 이상 50인 미만 사업체(1.3%), 10인 미만 사업체(0.7%)

<Table 6> The Effects of Tariff Reduction by Firm Size (Fixed Effect Estimation)

Firm Size (No. of observations)	TFP Growth	Employment Growth
5 ≤ N < 10 (155,446)	-.676 (.212)***	-.734 (.182)***
10 ≤ N < 50 (186,534)	-1.313 (.153)***	-.683 (.175)***
50 ≤ N < 100 (23,960)	-2.196 (.368)***	.078 (.410)
100 ≤ N < 300 (14,317)	-1.497 (.377)***	-.376 (.528)
300 ≤ N (4,282)	-.1028 (.597)	.999 (.758)

Note: Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. *, ** and *** indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

〈Table 7〉 The Effects of Import Penetration by Firm Size (Fixed Effect Estimation)

	TFP Growth	Employment Growth
5 ≤ N < 10 (153,514)	-.136 (.034)***	-.110 (.032)***
10 ≤ N < 50 (184,532)	-.207 (.025)***	-.196 (.030)***
50 ≤ N < 100 (23,757)	-.262 (.066)***	-.267 (.083)***
100 ≤ N < 300 (14,208)	-.028 (.089)	-.465 (.170)***
300 ≤ N (4,252)	-.026 (.125)	-.274 (.157)*

Note: Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. *, ** and *** indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

순인 것으로 파악되었다.

고용효과를 기업규모별로 살펴보면, 10인 미만 사업체와 10인 이상 50인 미만 사업체는 관세율 수준이 1%p 낮아지면 각각 0.7% 수준의 고용증가효과가 나타나며, 100인 이상 300인 미만 사업체도 약 0.4% 정도 고용이 증가한다. 반면, 300인 이상 사업체와 생산성 제고효과가 가장 큰 것으로 나타난 50인 이상 100인 미만 사업체의 경우에는 통계적으로 유의한 수준의 고용창출효과가 나타나지 않았다.

한편, <표 7>에는 수입침투율의 변화가 우리나라 제조업 사업체에 미치는 효

과에 대한 추정치가 나타나 있다.²¹⁾

수입침투율은 무역비중과 함께 개방화 정도를 나타내는 지표로서 실증분석에서 자주 사용된다. 그러나 수입침투율은 개방정책 이외에 거시경제적 환경이나 산업 구조의 변화에 지대한 영향을 받는다는 점에서 관세율과는 사뭇 다른 효과를 나타낼 수 있으며, <표 7>에 포함된 추정 결과는 이를 확인시켜 주고 있다. 100인 이상 사업체의 경우 수입침투율과 생산성 간의 연관관계가 나타나지 않는 반면, 100인 미만 사업체의 경우 수입침투율의 증가가 생산성을 감소시키는 요인으로 작용하는 것으로 분석되었다.

21) 수입침투율은, 산업부문별 수입금액을 국내 사업체의 출하액에서 수출액을 차감한 후 수입금액을 합산한 값으로 나누어 계산한다.

한편, 수입침투율이 높아지면, 전반적으로 고용을 줄이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히, 100인 이상 사업체가 100인 미만 사업체에 비해 고용감소효과가 상대적으로 큰 것으로 분석된다. 예를 들어, 100인 이상 300인 미만 사업체의 경우 수입침투율이 1%p 높아지면 고용은 0.5% 정도 감소한다.

이상의 결과를 요약해 보면, 특정 산업에 대한 수입침투율이 높아지는 경우 100인 미만의 상대적으로 소규모 사업체들은 고용 등 생산요소 투입의 조정을 통해 기업 수익성을 유지하는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 관세율을 설명변수로 하여 추정한 결과에서는 50인 미만 소규모 사업체들의 고용이 오히려 늘었으며, 10인 이상 50인 미만 사업체들에서는 1.3% 수준의 생산성 증가효과까지도 나타나고 있다. 이는 사업체들이 관세율 인하로 경쟁압력이 증가할 경우 생산성 제고노력을 통해 새로운 환경에 적응하는 것으로 해석될 수 있다. 관세율이 시장개방효과를 나타내는 직접적인 변수인 점을 고려해 보면, 개방화는 대체적으로 우리 경제에 긍정적인 영향을 주는 것으로 평가된다.

마. 기타 기업특성별 관세효과

수입관세율의 생산성효과는 개별 사업체들의 특성별로 서로 다르게 나타날 수 있다. 이러한 맥락에서 본고에서는 아래와 같이 식 (7)에 관세율 수준변수와 기업 및 산업 특성변수들 간의 교호작용(interaction effect)을 추가하여 분석을 수행하였다.²²⁾

$$\begin{aligned} \Delta \ln A^j = & \beta_{0i} + \beta_T TR_{t-1}^j + \beta_A \ln A^j \\ & + \Phi_X' X^j + \Omega_{IT}' I_t^j + \beta_{AT} [TR_{t-1}^j * \ln A^j] \\ & + \Phi_{XT}' [TR_{t-1}^j * X^j] + \Omega_{IT}' [TR_{t-1}^j * I_t^j] \\ & + \lambda_t + \bar{I} + \nu \end{aligned} \quad (8)$$

여기에서 β_{AT} 는 전기 관세율과 생산성 수준 간, 그리고 Φ_{XT}' 와 Ω_{IT}' 는 각각 관세율과 기업 및 산업특성변수 간의 교호작용에 대한 추정계수들이다.

<부표 3>에 나타나 있는 분석 결과에 따르면, 업력이 낮을수록, 사업체 규모가 클수록, 그리고 자본장비율이 높을수록 관세율 인하에 따른 생산성 제고효과가 큰 것으로 나타났다. 아울러, 사업체가 속해 있는 산업의 자본집약도, 수출집약도 및 R&D집약도가 높을수록 해당 사업체의 생산성 증가율이 높은 것으로 분석

22) 추정식에 교호작용변수(interaction variables)를 추가할 경우 다음과 같은 사항을 유의해야 한다. 첫째, X와 Y의 교호작용변수 추가 시 원변수인 X와 Y도 추정식에 반드시 포함되어야 한다. 그렇지 않을 경우 실제로는 교호작용효과가 존재하지 않는데도 불구하고 존재하는 것처럼 추정 결과가 나타나는 의사추론(spurious inference)의 위험성이 있다. 둘째, 교호작용변수 이외 변수들의 추정계수나 표준오차는 단위 종속성(scale-dependence) 문제가 존재하므로 가급적 결과의 해석을 피해야 한다는 점이다. 이에 대한 자세한 내용은 Aikem and West(1991) 등을 참조바람.

되었다.

한편, 고용의 경우에는 고용규모나 자본장비율이 낮은 업체일수록 관세율 인하를 통한 생산성 제고효과가 큰 것으로 나타났으며, 연구자의 예상과는 달리, 관세율 인하 시 수출업체의 고용증가율이 비수출업체에 비해 오히려 낮게 나타났다. 산업의 규모 및 수출집약도가 클수록 해당 사업체의 생산성 증가율이 그 반대의 경우에 비해 높은 것으로 파악된다. 마지막으로 사업체가 속해 있는 산업의 R&D 집약도가 크면 클수록 관세인하 시 고용이 오히려 감소하는 것으로 분석되었다.

사. 수입관세 변화에 따른 동태적 조정과정

이하에서는 관세율 인하 시 개별 사업체들이 어떠한 동태적인 과정을 거쳐서 생산성효과를 실현하는가에 대해 추가적으로 분석하였다. 식 (7)에서 $t-1$ 년도의 관세율 수준이 t 년도와 $t+1$ 년도 사이의 생산성 증가율에 미치는 영향을 살펴본 반면, 본 소절에서는 식 (8)에 나타난 바와 같이 $t-1$ 년도와 t 년도 간 관세율 수준의 변화가 t 년도와 $t+1$ 년도 사이의 생산성 증가율에 미치는 효과를 추가적으로 살펴보기로 한다. 전자가 관세율 수준과 생산성 증가율 간의 관계

(growth effect)라면, 후자는 두 변수 수준 간의 관계(level effect)를 고려하는 것이라 볼 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln A_{it}^j = & \beta_{0i} + \beta_{\Delta} \Delta TR_{t-1}^j + \beta_T TR_{t-1}^j \\ & + \beta_A \ln A_{it}^j + \Phi_X' X_{it}^j + \Omega_T' T_t + \lambda_t \\ & + F^j + \nu_{it}\end{aligned}\quad (9)$$

<표 8>은 관세 인하 후 약 3년에 걸쳐 나타난 생산성과 고용의 변화추이를 보여주고 있다. 표의 상단부에는 이용 가능한 관측치를 모두 사용한 결과가 나타나 있으며, 하단부에는 관세 인하 후 최소 4년 이상 존속한 사업체들을 대상으로 한 추정 결과가 나타나 있다.

분석 결과에 따르면, 일정 관세율 수준에서 수입관세가 추가적으로 1%p 하락할 경우 기업의 생산성은 관세 인하 후 약 3년 기간에 걸쳐 총 2.9% 증가하는 것으로 나타난다. 연도별로는 관세율 인하 후 첫 번째 연도의 생산성 증가율이 가장 높은 것으로 나타나 사업체들이 비교적 짧은 기간 내에 관세 변화에 적응하는 것으로 나타났다. 고용의 경우에는 관세율 인하 후 차기연도 내에는 통계적으로 유의한 수준의 고용 변화가 감지되지 않지만, 이후 고용증대효과가 서서히 나타나기 시작하여 관세인하 후 3년 기간 동안 총 0.5% 정도의 고용증대를 실현하는 것으로 파악된다.

〈Table 8〉 The Dynamics of TFP and Employment Adjustment

	TFP			Employment		
	1- year change	2- year change	3- year change	1- year change	2- year change	3- year change
	All surviving plants					
ΔTR_{t-k}	2.309 (.108)***	1.610 (.167)***	2.855 (.208)***	-.138 (.124)	.345 (.208)*	.507 (.248)**
TR_{t-k-1}	-1.927 (.111)***	-2.079 (.157)***	-.685 (.204)***	-.552 (.125)***	-.870 (.201)***	-.834 (.268)***
No. of Obs.	384,539	227,728	139,083	384,539	227,728	139,083
R-Squared (Within)	.3194 (.5314)	.3731 (.5805)	.4092 (.5893)	.0289 (.3258)	.0384 (.4347)	.0457 (.5033)
(Between)	(.2759)	(.3315)	(.3978)	(.0151)	(.0241)	(.0325)
	Continuing Plants for at least 4 consecutive years					
ΔTR_{t-k}	2.410 (.171)***	1.909 (.198)***	2.855 (.208)***	-.144 (.196)	.063 (.247)	.507 (.248)**
TR_{t-k-1}	-2.468 (.174)***	-2.261 (.189)***	-.685 (.204)***	-.450 (.197)**	-.912 (.241)***	-.834 (.268)***
No. of Obs.	139,083					
R-Squared (Within)	.2615 (.5127)	.3297 (.5600)	.4092 (.5893)	.0217 (.3592)	.0326 (.4378)	.0457 (.5033)
(Between)	(.1870)	(.2717)	(.3978)	(.0103)	(.0200)	(.0325)

Note: The dependent variables are the growth rates of plant-level TFP and employment size. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. *, ** and *** indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

V. 요약 및 시사점

최근 한·미 FTA 추진과 관련하여 시장개방이 국내 산업에 미치는 제반 영향에 대한 세간의 관심도가 높아지고 있다. 특히, 한·미 FTA가 향후 지속성장의 기반을 마련하는 차원에서 추진되었다는 점에서 시장개방이 국내경제의 중요소생산성에 미치는 효과에 대한 엄밀하고 체계적인 분석의 필요성은 그 어느 때보다 높다고 판단된다.

최근 개방 관련 국내의 실증분석에서는 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 무역자유화를 통한 수입시장 개방의 중요성을 강조하고 있다. 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 수입시장의 개방은 국내시장에서의 경쟁을 촉진함으로써 개별 기업으로 하여금 생산·경영의 비효율성을 줄이고 기업의 혁신역량 배양 및 산업 내·산업 간 자원배분의 효율성 제고를 가져오게 된다.

본고에서는 1993~2003년 기간 중 통계청의 『광공업통계조사보고서』의 원자료에 포함되어 있는 고용인원 5인 이상인

총 15만여개의 개별 제조업체를 분석 대상으로 하여 수입관세 변화가 제조업 내 개별 사업체의 중요소생산성에 어떠한 영향을 미쳤는가를 분석해 보았다. 분석 결과에 따르면, 수입관세장벽이 낮을수록 개별 사업체의 중요소생산성이 높아지는 것으로 나타났다. 수입관세율이 1%p 하락할 경우 개별 사업체의 생산성은 평균적으로 1.3% 정도 증가하는 것으로 분석되었다.²³⁾

본 연구는, 개별 사업체 수준의 미시자료를 이용하여 정책변수인 수입관세와 생산성 간의 관계를 규명한 국내 최초의 실증분석이라는 점에서 그 의의가 크며, 특히 개방정책의 직접적인 효과성을 식별하기 위해 주요 정책변수인 수입관세의 효과분석을 수행하였다는 점에서 기존 실증분석과의 차별성이 존재한다.

다만, 시장개방의 효과성을 관세율 인하와 이에 따른 경쟁압력 축진을 통한 생산성 제고에 한정함으로써 R&D 파급효과 등 시장개방이 생산성 증가로 이어지는 여타 경로에 대한 구체적인 고려가 부족했다는 점이 본 연구의 한계점으로 지적될 수 있다. 특히, 비록 본고에서 통계자료의 부족으로 구체적으로 살펴보지 못

23) 본고에서 추정된 생산성 증가효과는 Fernandes(2004) 등 기존의 실증분석 문헌에 비해 상대적으로 높게 나타난다. 이는, 기존 문헌의 대부분이 농업이나 광업이 주력산업인 중남미 국가를 중심으로 분석한 데 비해, 본고는 생산성 제고의 여지가 높은 제조업 위주의 산업구조를 가진 우리나라를 분석대상으로 하였기 때문이다. 따라서 본고에서 생산성 제고효과가 높게 나타난 것은 그리 놀라운 일이 아니라 사료된다. 참고로, Trefler(2004)의 경우 NAFTA 체결 전후의 수입관세 인하로 캐나다 제조업의 노동생산성이 1988~96년 기간 동안 약 15% 증가한 것으로 분석했다.

했으나, 중간재 및 자본재 관련 무역장벽 철폐가 개별 기업의 총요소생산성에 매우 큰 영향을 미친다는 점에서 향후 이에 대한 심층적인 연구작업이 뒤따라야 할 것이다.²⁴⁾ 아울러, 서론에서 밝힌 바와 같이, 본 연구가 비교연도 간의 존속사업체만을 분석의 대상으로 하고 있다는 점에서 산업 전반에 대한 시장개방의 효과를 살펴보기 위해서는 신규진입 및 퇴출기업에 대한 별도의 후속연구가 필요하다.

한편, 개방화 정책이 생산성 제고를 통해 경제성장의 기회를 제공하는 것은 사실이지만, 관련 국내제도 개선의 여부에 따라 시장개방정책의 경제적 효과가 달라지게 된다는 점을 강조하고 싶다. World Bank(2005)는 개방정책효과의 극대화를 위해서는 안정적인 거시정책, 교역 관련 사회간접자본 및 제도, 인프라와 인적자본에 대한 사회 전반의 투자, 제3 시장 접근 확대, 법적 안정성 등이 필요

하다고 제시하고 있다. 2000년대 이후 멕시코의 경제성장률 및 NAFTA 회원국에 대한 교역량 증가세가 둔화되고 있는데, 이는 시장개방에 상응하는 국내제도의 개혁 미흡—노동시장의 경직성, 통신 등 서비스산업에 대한 규제, 사법제도의 불확실성 등—에서 기인하였다는 견해가 지배적인바, 우리에게 시사하는 바가 크다 하겠다.

마지막으로, 지금까지 한·미 FTA와 관련하여 국내에서 진행된 논의를 살펴보면, 수입관세 인하에 따른 기대효과와 초점을 주로 수입품 가격의 하락을 통한 소비자 후생 증가에 맞추어온 것이 사실이다. 이는, 지금까지 관세율 인하에 따른 생산성 제고효과에 대한 엄밀한 실증분석의 부재에 기인한 것이라고도 볼 수 있다. 이에 향후 본 연구 결과를 바탕으로 이러한 주제에 대한 보다 심도 있고 체계적인 분석작업이 진행되기를 기대한다.

24) Coe and Helpman(1995)은 OECD 국가를 대상으로 한 연구에서 R&D 투자가 많은 국가와의 교역, 특히 자본재 교역이 확대되면 필수로 총요소생산성이 높다는 분석 결과를 제시했다. 한편, Eaton and Kortum(1996)은 국가 간 생산성 격차의 약 25% 정도가 체화된 형태의 기술진보의 차이에서 기인한 것으로 추정하였는데, 이 중 상당 부분이 설비투자재 교역과 관련된 무역장벽에 의해 발생하였다는 점을 제시하고 있다. 마지막으로, 이시욱(2006)은 1985~2003년 기간의 우리나라 총요소생산성 증가분 중 약 21% 정도가 자본재 투자를 전제로 한 체화기술진보(embodied technological progress)였음을 제시하였다.

참 고 문 헌

- 김동석, 「생산성 분석」, 『한국의 산업경쟁력 종합연구』, 연구보고서 2003-07, 한국개발연구원, 2003.
- 이원기 · 김봉기, 「경제개방의 확대가 생산성에 미치는 영향」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2003.
- 산업연구원, 『한국산업의 생산성분석』, 연구보고서 439호, 2000.
- 한진희, 「진입 · 퇴출의 창조적 파괴과정과 총요소생산성 증가에 대한 실증분석」, 『KDI 정책연구』, 제25권 제2호, 2004.
- Aikem, L. S. and S. G. West, “Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions,” Sage, Newbury Park, CA, 1991.
- Aw, B. Y., S. Chung, and M. Roberts, “Productivity and the Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan,” *The World Bank Economic Review*, Vol. 14(1), 2000, pp.65~90.
- Baggs, J., K. Head, and J. Ries, “Free Trade, Firm Heterogeneity and Canadian Productivity,” mimeo, 2002.
- Baier, S. L. and J. H. Bergstrand, “Do Free Trade Actually Increase Members' International Trade?” *Journal of International Economics* 71, 2007, pp.72~95.
- Bernard, A. and B. Jensen, “Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both,” *Journal of International Economics*, Vol. 47(1), 1999, pp.1~25.
- Bhagwati, J. N., “Export-Promoting Trade Strategy: Issues and Evidence,” *World Bank Research Observer*, Vol. 3, 1988, pp.22~57.
- Calderon-Madrid and Voicu, “Assessing Heterogeneity of Plant Responses to Trade Liberalization in Mexico: Productivity, Job Creation and Destruction and Survival of Manufacturing Plants in NAFTA,” mimeo, 2005.
- Clemens, M. A. and J. G. Williamson, “Why did the Tariff-Growth Correlation Change after 1950?” *Journal of Economic Growth* 9, 2004, pp.5~46.
- Clerides, S., S. Lach, and J. Tybout, “Is ‘Learning-by-Exporting’ Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113(4), 1998, pp.903~947.
- Coe, D.T. and E. Helpman, “International R&D Spillovers,” *European Economic Review* 39, 1995, pp.859~887.
- Eaton, J. and S. Kortum, “Trade in Ideas: Patenting and Productivity in the OECD,” *Journal of*

- International Economics* 40, 1996, pp.251~278.
- Edwards, S., "Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know?" *The Economic Journal*, 1998, pp.383~398.
- Fernandes, A.M., "Trade Policy, Trade Volume and Plant-level Productivity in Colombian Manufacturing Industries," *Journal of International Economics* Vol. 71, No. 1, 2006, pp.52~71.
- Frankel, J. and D. Romer, "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, Vol. 89(3), 1999, pp.379~399.
- Griliches, Z. and J. Mairesse, "Production Functions: The Search for Identification," in *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, 1998, pp.169~203.
- Griliches, Z. and H. Regev, "Firm Productivity in Israeli Industry, 1979-1988," *Journal of Econometrics*, Vol. 65(1), 1995, pp.175~203.
- Grossman, G. and E. Helpman, *Innovation and Growth in the World Economy*, MIT Press, Cambridge, MA, 1991.
- Hahn, J., "Entry, Exit and Aggregate Productivity Growth: Evidence on Korean Manufacturing," *Korea Development Review*, Vol. 25, No. 2, 2003, pp.3~53.
- Hallak, J. C. and J. Levinsohn, "Trade Policy as Development Policy? Evaluating the Globalization and Growth Debate," The University of Michigan, mimeo, 2004.
- Harrison, A., "Productivity, Imperfect Competition and Trade Reform: Theory and Evidence," *Journal of International Economics*, Vol. 36, 1994, pp.53~73.
- Harrison, A., "Determinants and Effects of Direct Foreign Investment in Cote d'Ivoire, Morocco, and Venezuela," in M. Roberts and J. Tybout (eds.), *Industrial Evolution in Developing Countries*, Oxford University Press, 1996.
- Hay, D., "The Post-1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of Large Manufacturing Firms: Productivity, Market Share and Profits," *The Economic Journal*, Vol. 111, 2001, pp.620~641.
- Iscan, T., "Trade Liberalization and Productivity: A Panel Study of the Mexican Manufacturing Industry," *Journal of Development Studies*, Vol. 34, 1998, pp.123~148.
- Karacaovali, B., "Productivity Matters for Trade Policy: Theory and Evidence," Policy Research Working Paper No. 3925, Washington, DC, World Bank, May 2006.
- Kim, D., "Productivity Analysis," *Comprehensive Study on Industrial Competitiveness of Korea*, Korea Development Institute, 2003, pp.151~178.
- Korea Institute for Industrial Economics and Trade, *Productivity Analysis on Korean Industries*, Policy Research 439, 2000.
- Krishna, P. and D. Mitra, "Trade Liberalization, Market Discipline and Productivity Growth: New Evidence from India," *Journal of Development Economics*, Vol. 56, 1998, pp.447~462.

- Krueger, A. O., "Trade Policy as an Input to Development," *American Economic Review* 70, 1980, pp.288~292.
- Lawrence, R. Z. and D. E. Weinstein, "Trade and Growth: Import-Led or Export-Led? Evidence from Japan and Korea," NBER Working Paper No.7264, 1999.
- Lee, W. and B. Kim, "The Impacts of Trade Liberalization on Productivity," *Monthly Bulletin*, the Bank of Korea, 2003.
- Levinsohn, J. and E. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies* 70, 2003, pp.317~341.
- Liu, L., "Entry-Exit, Learning and Productivity Change: Evidence from Chile," *Journal of Development Economics*, Vol. 42, 1993, pp.217~242.
- Lucas, R. E., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 1, 1988, pp.3~42.
- Melitz, M., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica* 71, 2003, pp.1695~1725.
- Muendler, M., "Trade, Technology, and Productivity: A Study of Brazilian Manufactures, 1986~1998," mimeo, 2002.
- Pavcnik, N., "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvement: Evidence from Chilean Plants," *Review of Economic Studies* 69, 2002, pp.245~276.
- Rodriguez and Rodrick, "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence," in B. Bernanke and K.S. Rogoff (eds.), *Macroeconomics Annual*, the MIT Press, 2000.
- Sachs, J. and A. Warner, "Economic Reform and the Process of Global Integration," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, pp.1~118.
- Schor, A., "Heterogeneous Productivity Response to Tariff Reduction: Evidence from Brazilian Manufacturing Firms," NBER Working Paper No.10544, 2004.
- Tybout, J. and M.D. Westbrook, "Trade Liberalization and Dimensions of Efficiency Change in Mexican Manufacturing Industries," *Journal of International Economics* 39, 1995, pp.53~78.
- Tybout, J., J. de Melo, and V. Corbo, "The Effects of Trade Reforms on Scale and Technical Efficiency: New Evidence from Chile," *Journal of International Economics* 31, 1991, pp.231~250.
- World Bank, *Economic Growth in the 1990s: Learning from a Decade of Reform*, Washington, D.C, 2005.
- Young, A., "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade," *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991, pp.369~405.

〈Table A-1〉 Decomposition of Aggregate TFP Changes (by year)

	Within-Plant (A)	Within-Industry (B)	Between-Industry (C)	Total (A+B+C)	(Entry/Exit)
1993	1.4%	-1.0%	-0.5%	-0.1%	(1.6%)
1994	5.5%	-2.1%	-0.2%	3.1%	(0.5%)
1995	2.7%	-0.5%	0.3%	2.4%	(0.8%)
1996	1.2%	1.5%	0.5%	3.2%	(-0.9%)
1997	0.3%	-0.4%	0.8%	0.7%	(-2.2%)
1998	-8.3%	1.4%	0.9%	-6.1%	(-1.7%)
1999	7.8%	-1.4%	-0.9%	8.3%	(0.3%)
2000	4.6%	-3.9%	0.9%	1.7%	(3.5%)
2001	1.8%	0.0%	-0.1%	1.7%	(-0.9%)
2002	5.4%	-0.5%	-0.2%	4.7%	(1.7%)
2003	1.9%	0.3%	0.2%	2.4%	(2.2%)
Entire Period (annual rate)	2.2%	-0.4%	0.1%	2.0%	(0.5%)

〈Table A-2〉 Decomposition of Within-industry TFP Changes (by Sector)

Industry	Within-Plant (A)	Within-Industry (B)	Total (A+B)	(Entry/Exit)
Semi-conductor	6.1%	-0.1%	6.0%	(-1.6%)
Precision Instrument	1.3%	2.6%	3.9%	(1.3%)
IT Equipment	4.4%	-0.6%	3.8%	(0.1%)
Electrical machinery	2.1%	1.3%	3.4%	(-0.4%)
Non-metallic minerals	3.8%	-0.6%	3.2%	(-1.4%)
Electronic parts	4.5%	-2.0%	2.5%	(3.4%)
Motor vehicle	2.8%	-0.4%	2.4%	(1.1%)
Textile & Apparels	1.2%	1.1%	2.3%	(-3.3%)
Other manufacturing	1.7%	-0.2%	1.5%	(2.6%)
Other transportation equipment	0.8%	0.3%	1.1%	(0.1%)
Basic metals	2.3%	-1.3%	1.0%	(0.1%)
Chemical products	2.1%	-1.6%	0.4%	(0.1%)
Fabricated metal products	-0.2%	0.6%	0.4%	(-0.7%)
Food products and beverag	1.9%	-1.7%	0.2%	(0.3%)
Paper products & publishing	0.3%	-0.3%	0.0%	(0.8%)
Machinery & equipment	1.7%	-2.4%	-0.8%	(0.0%)
Petroleum & coals	-1.3%	-0.2%	-1.5%	(0.5%)

〈Table A-3〉 The Effects of Tariff Reduction (Interactive Regression Estimation)

	TFP Growth		Employment Growth	
TFP/Employment level* TR_{t-1}	.125 (.135)	.188 (.135)	.204 (.100)**	.195 (.100)*
$AGE^* TR_{t-1}$.706 (1.251)	2.955 (1.269)**	-3.235 (1.464)**	-2.419 (1.491)
$AGE^2 * TR_{t-1}$	4.645 (3.048)	1.705 (3.069)	6.269 (3.730)*	5.223 (3.735)
$SIZE^* TR_{t-1}$	-.477 (.062)***	-.481 (.062)***	-	-
$K/L\ Ratio^* TR_{t-1}$	-.237 (.042)***	-.194 (.042)***	.108 (.042)***	.112 (.043)***
$Dum^{Exports} * TR_{t-1}$	-.128 (.118)	-.082 (.118)	.337 (.157)**	.312 (.157)**
$Dum^{RD} * TR_{t-1}$	-.117 (.119)	-.081 (.119)	.200 (.154)	.176 (.153)
$SIZE^{ind} * TR_{t-1}$	-	.013 (.122)	-	-.574 (.143)***
$K/L\ Ratio^{ind} * TR_{t-1}$	-	-.415 (.103)***	-	-.187 (.120)
$EXP/Sales^{ind} * TR_{t-1}$	-	-3.626 (.320)***	-	-1.070 (.363)***
$RD/Sales^{ind} * TR_{t-1}$	-	-15.678 (5.498)***	-	23.041 (6.544)***
No. of Obs.	384,539			
R-Squared	.3191	.3197	.0289	.0289
(Within)	(.5311)	(.5316)	(.3260)	(.3261)
(Between)	(.2755)	(.2762)	(.0151)	(.0152)

Note: Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. *, ** and *** indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.